N° 11F0019M au catalogue — N° 384
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-06681-3

Direction des études analytiques : documents de recherche

Chocs propres à l'entreprise et fluctuations agrégées dans le secteur de la fabrication au Canada, 2000 à 2012

par Danny Leung, Division de l'analyse économique, Statistique Canada
Leonid Karasik, et Ben Tomlin, Banque du Canada

Date de diffusion : le 21 novembre 2016

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-514-283-9350

Programme des services de dépôt

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « Normes de service à la clientèle ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels dans les tableaux

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0^s	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
^{p}	provisoire
^{r}	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
^{E}	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié
*	valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2016

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada.

Une version HTML **est aussi disponible.**

This publication is also available in English.

Chocs propres à l'entreprise et fluctuations agrégées dans le secteur de la fabrication au Canada, 2000 à 2012

par

Danny Leung
Division de l'analyse économique, Statistique Canada

Leonid Karasik

Ben Tomlin, Banque du Canada

11F0019M N° 384
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-06681-3

Novembre 2016

Direction des études analytiques
Documents de recherche

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction des études analytiques, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, l'informatique statistique et la simulation. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires et suggestions.

Les documents de la série sont distribués aux établissements de recherche et aux bibliothèques spécialisées. On peut accéder gratuitement à ces documents à partir d'Internet, à l'adresse www.statcan.gc.ca.

Tout en respectant la politique, les lignes directrices et les principes généraux du *Manuel de la politique administrative du Conseil du Trésor* relatifs à l'emploi du féminin dans les écrits gouvernementaux, dans les textes qui traitent de collectivités, l'emploi du masculin générique est utilisé pour des raisons stylistiques et d'économie d'espace.

Table des matières

Résumé 5

Sommaire 6

1 Introduction 7

2 Données 8

3 Quantifier les chocs propres à l'entreprise et les chocs granulaires 10

4 Quantifier la contribution des chocs granulaires aux fluctuations agrégées 12

4.1 Ventes 13

4.2 Investissement 14

4.3 Emploi 15

4.4 Pouvoir explicatif temporel comparativement à transversal 16

5 Analyse 18

Bibliographie 19

Résumé

Pour comprendre ce qui entraîne les fluctuations agrégées, de nombreux modèles macroéconomiques se tournent vers les chocs agrégées sans tenir compte de la contribution des chocs propres à l'entreprise. De récentes recherches menées par d'autres pays développés ont, toutefois, permis de constater que les fluctuations agrégées sont en partie attribuables aux chocs encaissés par les grandes entreprises. À l'aide de données sur des entreprises canadiennes tirées de la base de données PALE-T2, qui établit un lien entre les états financiers des déclarations de revenus des sociétés et les données sur l'emploi du Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, cet article examine la contribution des grandes entreprises aux fluctuations sectorielles de la production brute, de l'investissement et de l'emploi dans le secteur de la fabrication. Les données laissent supposer que les chocs encaissés par les grandes entreprises peuvent expliquer jusqu'à 46 % et 37 % des fluctuations de la production brute et de l'investissement, respectivement, sans toutefois contribuer aux fluctuations de l'emploi.

Mots clés : Fabrication, volatilité, fluctuations économiques, taille de l'entreprise

Sommaire

On croit souvent que les chocs encaissés par les entreprises individuelles s'annulent dans les données agrégées et que, par conséquent, ils ne contribuent pas aux fluctuations agrégées. De récentes recherches laissent toutefois supposer que ce n'est peut-être pas le cas si les marchés sont dominés par un petit nombre de grandes entreprises. Compte tenu de ce contexte, le présent document analyse la mesure dans laquelle les chocs encaissés par les entreprises individuelles contribuent aux fluctuations annuelles du taux de croissance des ventes, de l'investissement et de l'emploi dans le secteur de la fabrication au Canada.

À l'aide de données d'entreprises du secteur de la fabrication au Canada s'échelonnant de 2000 à 2012, les chocs propres à l'entreprise par rapport aux ventes se définissent comme la différence entre le taux de croissance d'une entreprise et le taux de croissance moyen de toutes les entreprises qui œuvrent dans la même industrie. La moyenne pondérée de ces chocs propres à l'entreprise par rapport aux ventes est appelée le « choc granulaire ». On obtient la contribution du choc granulaire aux fluctuations agrégées des ventes dans l'industrie à partir du pouvoir explicatif de la régression de la croissance des ventes dans l'industrie sur le choc granulaire. Une approche similaire est utilisée pour examiner la contribution des chocs granulaires aux fluctuations agrégées de l'investissement et de l'emploi dans l'industrie. De nombreuses vérifications de robustesse sont effectuées afin d'analyser les différentes hypothèses de calcul des chocs propres à l'entreprise (qui fournissent des plages pour les effets estimatifs des chocs granulaires) et d'analyser les composantes temporelles des résultats par rapport aux composantes transversales.

Le document conclut qu'à l'intérieur de ce cadre, les chocs granulaires peuvent représenter au moins de 23 % à 46 % de la variation annuelle de la production brute (ventes dans l'industrie manufacturière) pendant la période de 2000 à 2012 et au moins de 13 % à 37 % de la volatilité de la croissance de l'investissement. Les résultats pour l'emploi ne sont pas concluants (fait qui peut être attribuable à la nature unique du processus d'adaptation de l'emploi à l'échelle des entreprises). Ces résultats prouvent que les chocs encaissés par un nombre relativement restreint de grandes entreprises peuvent être à l'origine d'une grande partie de la variation annuelle de certaines variables macroéconomiques importantes.

1 Introduction

Les chocs propres à l'entreprise jouent-ils un rôle dans les fluctuations agrégées? La pensée traditionnelle et, effectivement, l'hypothèse de nombreux modèles macroéconomiques sont que les chocs propres à l'entreprise disparaissent dans l'agrégat[1]. De récentes recherches ont toutefois révélé que les chocs propres à l'entreprise contribuent effectivement aux fluctuations des cycles économiques dans les marchés dominés par un petit nombre de très grandes entreprises (c.-à-d., les marchés « granulaires »). Prenez par exemple la situation aux États-Unis. Gabaix (2011) a indiqué que près de 30 % du produit intérieur brut (PIB) des États-Unis est généré par seulement 100 très grandes entreprises. Ses estimations démontrent que les chocs encaissés par ces entreprises, ou chocs granulaires, pour reprendre ses termes, expliquent près de la moitié des fluctuations annuelles du PIB des É.-U. de 1952 à 2008[2]. Les États-Unis ne sont pas uniques à cet égard. L'économie de la France est également dominée par un petit nombre de très grandes entreprises, selon di Giovanni, Levchenko et Mejean, 2014 (appelés DLM ci-après). Loin de s'annuler dans l'agrégat, les chocs propres à l'entreprise représentent 80 % de la variation annuelle des ventes agrégées des entreprises françaises de 1992 à 2007.

Les travaux menés par Gabaix et DLM font partie d'un volet de recherche qui vise à découvrir les micro-origines des cycles économiques. Une recherche menée en parallèle à ce domaine a aussi permis de découvrir que les cycles économiques résultent généralement des fluctuations au niveau de l'industrie (Horvath, 1998; Conley et Dupor, 2003). Comme l'indiquent Foerster, Sarte et Watson, 2011 (appelés FSW ci-après), les fluctuations agrégées peuvent résulter de mouvements survenus dans les industries relativement petites. Pour comprendre les causes de la volatilité de l'agrégat, il importe donc d'obtenir des renseignements sur les causes des fluctuations au niveau de l'industrie. Le présent document analyse la mesure dans laquelle les chocs idiosyncrasiques des entreprises, mesurés comme l'écart du taux de croissance d'une entreprise par rapport à la moyenne d'autres entreprises dans la même industrie, contribuent aux fluctuations annuelles de la production brute, de l'investissement et de l'emploi au niveau de l'industrie dans le secteur de la fabrication canadien[3]. À partir de données recueillies auprès des entreprises de 2000 à 2012, on vient à la conclusion, dans le présent document, que les chocs propres à l'entreprise peuvent représenter de 23 % à 46 % de la variation annuelle de la production brute (c.-à-d., des ventes) et de 13 % à 37 % de la variation annuelle de l'investissement au niveau de l'industrie[4]. En raison du degré élevé d'idiosyncrasie dans l'adaptation de l'emploi au sein d'une entreprise en réaction aux chocs économiques, il a été impossible de déterminer si les chocs propres à l'entreprise pouvaient expliquer la variation de l'emploi au niveau de l'industrie[5].

Ces résultats soulignent le rôle important que jouent les chocs propres à l'entreprise dans la création de mouvements dans certaines variables macroéconomiques, mais possiblement pas dans toutes les variables. Cela constitue un important changement d'attitude à l'égard de notre compréhension de l'origine des fluctuations agrégées au Canada. Ces résultats laissent supposer

1. L'hypothèse selon laquelle les chocs propres à l'entreprise disparaissent dans l'agrégat remonte à au moins Lucas (1977). Parmi les exemples de chocs propres à l'entreprise, notons les grèves dans une usine, un retard à obtenir les intrants d'un fournisseur, l'adoption de nouvelles techniques de production ou de nouvelles méthodes de gestion du stock et la rotation du personnel d'encadrement. L'hypothèse courante de nombreux modèles macroéconomiques est que les cycles économiques résultent des chocs agrégés que subit la majorité, pour ne pas dire la totalité des entreprises.
2. Voir le tableau II de l'article de Gabaix (2011).
3. Dans le contexte canadien, des recherches antérieures menées par Leung, Rispoli et Chan (2012) ont permis de conclure que bien que les grandes entreprises (c.-à-d., celles de plus de 500 employés) représentent moins de 1 % du nombre total des entreprises, elles génèrent près de la moitié du PIB du secteur des entreprises. Il est donc logique de croire que les fluctuations des variables macroéconomiques au Canada sont (au moins en partie) attribuables aux chocs propres à l'entreprise.
4. Ces plages sont le résultat des différentes hypothèses utilisées pour estimer les chocs propres à l'entreprise. Veuillez consulter la section 3 pour plus de détails.
5. Ce sujet est expliqué en détail dans la sous-section 4.3.

que l'examen des activités d'un petit nombre de grandes entreprises peut donner aux responsables des orientations politiques et aux conjoncturistes beaucoup de renseignements sur l'état actuel et futur de l'économie.

La section suivante du présent article décrit les données utilisées dans cette étude. La section 3 analyse les moyens de mesurer les chocs propres à l'entreprise, tandis que la section 4 présente les résultats. La section 5 présente les conclusions, accompagnées de discussions portant sur la recherche future sur ce sujet.

2 Données

Ce document utilise les données annuelles sur les activités d'entreprises canadiennes de 2000 à 2012. Les données sont tirées de la base de données PALE-T2 de Statistique Canada. Les données sur l'emploi proviennent de la base de données du Programme d'analyse longitudinale de l'emploi (PALE); elles ont été fusionnées avec les données financières des déclarations de revenus T2 des entreprises auprès de l'Agence du revenu du Canada. Le dossier T2 comprend les déclarations de revenus des entreprises, les bilans et les investissements en actifs corporels. Pour obtenir plus de détails sur les données, voir Lafrance et Gu (2014) et Lafrance (2013). Les données d'entreprises sur la production brute (mesurée en ventes) et l'investissement (mesuré par le coût de vente des acquisitions des structures, du matériel et de l'outillage) sont obtenues à partir du dossier T2. Même si la base de données PALE-T2 remonte en fait à 1984, ce ne sont pas toutes les variables qui sont disponibles pour l'ensemble de cette période. Par exemple, les données sur l'investissement sont disponibles uniquement à partir de 2001.

Même si la base de données PALE-T2 porte sur l'économie au complet, nous nous limiterons au secteur de la fabrication. Il s'agit d'un secteur pour lequel on a confirmé que les données agrégées sur l'emploi, la production brute (avec les ventes totales calculées par approximation) et l'investissement en actifs corporels obtenues de la base de données PALE-T2 suivaient largement les fluctuations annuelles des agrégats publiés pour le secteur. Ce secteur se prête donc bien à un examen des sources de la volatilité de l'agrégat au Canada. Le secteur de la fabrication est composé de 86 industries classées à l'aide du code à quatre chiffres du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN).

Il est tentant de croire que les fluctuations agrégées dans le secteur de la fabrication résultent en grande partie des fluctuations au sein de quelques grandes industries telles que la fabrication automobile ou la fabrication de produits alimentaires et de boissons. Toutefois, les résultats de FSW laissent supposer que ce n'est pas le cas pour les États-Unis. Pour donner un aperçu des données et obtenir plus de renseignements sur les origines des fluctuations au sein du secteur de la fabrication au Canada, le reste de cette section reprend la décomposition de la croissance agrégée soulignée dans FSW. Soit $r_{j,t}$ désigne le taux de croissance logarithmique d'une variable d'intérêt pour l'industrie j en l'an t, et R_t désigne le taux de croissance logarithmique agrégé de cette variable pour le secteur de la fabrication dans son ensemble. Le taux de croissance agrégé est simplement constitué des taux de croissance moyens pondérés de 86 industries :

$$R_t = \sum_{j=1}^{86} \tau_{t-1}^{j} r_{j,t}\,, \qquad (1)$$

τ_{t-1}^{j} désignant la portion des ventes agrégées du secteur de la fabrication de l'industrie j au cours de l'année $t-1$. Soit $\overline{r}_t = \frac{1}{86}\sum_{j=1}^{86} r_{j,t}$ désigne le taux de croissance moyen de l'industrie. En procédant à l'addition et à la soustraction de $\overline{r}_t$ à (1), nous obtenons le taux de croissance agrégé en fonction du taux de croissance de l'industrie moyenne avec l'écart pondéré par rapport à la moyenne :

$$R_t = \overline{r}_t + \frac{1}{86}\sum_{j=1}^{86} \tau_{t-1}^{j}(r_{j,t} - \overline{r}_t). \qquad (2)$$

Le taux de croissance agrégé est, par conséquent, la somme de la composante de parts égales $(\overline{r}_t)$ (et de la composante de parts proportionnelles $(1/86\sum_{j=1}^{86} \tau_{t-1}^{j}(r_{j,t} - \overline{r}_t))$. Comme l'indiquent FSW, si la croissance agrégée est le résultat de quelques grandes entreprises, la variation de R_t devrait alors être le résultat de la variation de la composante de parts proportionnelles. Cependant, si la variation agrégée est le résultat de la croissance dans toutes les industries, la variation de R_t devrait alors être le résultat de la variation de la composante de parts égales. Le tableau 1 présente l'écart-type pour R_t, la composante de parts égales et la composante de parts proportionnelles.

Tableau 1
Décomposition du facteur de pondération de la part de l'écart-type de la croissance des ventes, de l'investissement et de l'emploi dans l'industrie de la fabrication

	Ventes	Investissement	Emploi
		écart-type	
Croissance agrégée	0,049	0,120	0,028
Composante de parts égales	0,045	0,052	0,030
Composante de parts proportionnelles	0,021	0,113	0,009

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs fondés sur les données du PALE-T2, de 2000 à 2012.

Pour ce qui est de la croissance des ventes et de l'emploi, les écarts-types des composantes de parts égales correspondent plus étroitement à l'ampleur des écarts-types des taux de croissance agrégés. C'est le contraire pour ce qui est de l'investissement, probablement en raison de sa nature irrégulière; cette différence sera abordée lors de l'évaluation des effets des chocs granulaires sur l'investissement.

3 Quantifier les chocs propres à l'entreprise et les chocs granulaires

La détermination des chocs propres à l'entreprise dans ce document suit de près la méthodologie soulignée par Gabaix (2011), qui a également été adoptée par DLM. $g_{i,t}$ désignera le taux de croissance de la variable d'intérêt pour l'entreprise i en l'an t. La variable d'intérêt peut être les ventes, l'investissement ou l'emploi au sein d'une entreprise. Le présent document utilise le taux de croissance logarithmique pour mesurer la croissance des ventes et de l'emploi entre les périodes $t-1$ et t. Le taux de croissance au point médian est utilisé pour calculer le taux de croissance de l'investissement[6]. Le taux de croissance d'une entreprise comporte deux composantes : une commune à toutes les entreprises de l'industrie (c.-à-d., un macro-choc) et une propre à l'entreprise (c.-à-d., le choc propre à l'entreprise). Ainsi, le choc propre à l'entreprise est la portion du taux de croissance $g_{i,t}$ qui n'est pas prise en compte par un choc commun, propre à l'industrie.

Il y a de nombreuses façons de quantifier le macro-choc. Gabaix le définit comme le taux de croissance moyen d'un petit sous-ensemble de très grandes entreprises, reconnaissant implicitement que les macro-chocs peuvent toucher les grandes entreprises d'une manière fondamentalement différente que pour les plus petites entreprises[7]. En contrepartie, DLM utilisent le taux de croissance moyen de toutes les entreprises pour mesurer le macro-choc commun[8]. Bien que les macro-chocs soient susceptibles d'avoir une incidence hétérogène sur les entreprises de différentes tailles, il est difficile de déterminer dans quelle mesure cela est le cas et s'il y a une variation parmi les industries. Par conséquent, on utilise une combinaison des deux méthodologies pour déterminer des limites raisonnables pour l'effet des chocs propres à l'entreprise sur la dynamique de l'industrie.

Supposons que $M_{j,t}$ représente un groupe d'entreprises dans l'industrie j en l'an t. $M_{j,t}$ peut représenter soit le groupe complet des entreprises de l'industrie (comme c'est le cas dans les travaux de DLM), soit un petit nombre de grandes entreprises de l'industrie (selon les grandes lignes de la méthodologie de Gabaix). Le macro-choc commun, $\overline{g}^{M}_{j,t}$, représente alors le taux de croissance moyen (moyenne arithmétique) de ces entreprises $M_{j,t}$. Le choc propre à l'entreprise est la composante du taux de croissance de l'entreprise, qui n'est pas expliquée par ce macro-choc. Sur le plan mathématique, il s'agit de la différence entre le taux de croissance de l'entreprise et le taux de croissance moyen des entreprises $M_{j,t}$:

---

6. En raison de la nature irrégulière de l'investissement et du fait que de nombreuses entreprises ne déclarent aucun investissement pour une année donnée, l'utilisation du taux de croissance logarithmique pour l'investissement donnerait lieu à de nombreuses observations abandonnées. Par conséquent, la croissance de l'investissement propre à une entreprise est définie comme $g_{i,t}=2\left(X_{i,t}-X_{i,t-1}\right)/\left(X_{i,t}+X_{i,t-1}\right)$, où $X_{i,t}$ est le niveau d'investissement pour l'entreprise i en l'an t. Cette formule de taux de croissance est devenue la norme dans le cadre de l'analyse de la dynamique des entreprises (voir Haltiwanger, Jarmin et Miranda, 2013 et Tornqvist, Vartia et Vartia, 1985).
7. Cette hypothèse est raisonnable pour plusieurs raisons. Par exemple, les mouvements de taux de change ont un effet plus important sur les entreprises d'exportation, qui sont presque exclusivement des grandes entreprises. De tels mouvements influent sur les activités nationales des exportateurs en raison des contraintes de capacité (Blum, Claro et Horstmann, 2013; Soderbery, 2014). De plus, Holmes et Stevens (2014) affirment que les grandes entreprises et les petites entreprises d'une même industrie produisent à la base différents types de produits et ciblent différents types de consommateurs. Les chocs agrégés les influenceraient donc de différentes manières.
8. À l'aide de leurs données sur les entreprises françaises, DLM démontrent que le fait de permettre à la sensibilité des entreprises aux chocs agrégés et aux chocs sectoriels de différer selon la taille de l'entreprise a peu d'incidence sur les résultats principaux (voir la sous-section 4.4 de leur document).

$$\varepsilon_{i,t}^{M} = g_{i,t} - \overline{g}_{j,t}^{M}. \quad (3)$$

L'influence d'un choc propre à l'entreprise sur un agrégat d'industries est proportionnelle à la taille de l'entreprise par rapport à l'industrie dans son ensemble. La mesure la plus simple de la taille d'une entreprise est sa part de marché dans la période précédente, qui est représentée par $s_{i,t-1}^{j}$. L'effet global des chocs propres à l'entreprise sur les agrégats d'industries est la moyenne pondérée des écarts propres à l'entreprise par rapport au taux de croissance moyen :

$$G_{j,t} = \sum_{i \in N_{j,t}} s_{t-1}^{j} \times \varepsilon_{i,t}^{M}. \quad (4)$$

$G_{j,t}$ est communément appelé le choc granulaire. $N_{j,t}$ désigne l'ensemble d'entreprises dans l'industrie j qui est utilisé pour construire le choc granulaire. Gabaix et DLM établissent tous deux que $N_{j,t} = M_{j,t}$. Cependant, le premier a choisi uniquement un petit nombre de très grandes entreprises, alors que le second a utilisé toutes les entreprises. La présente étude utilise $N_{j,t} \subseteq M_{j,t}$ pour distinguer les effets des chocs encaissés par les très grandes entreprises de la définition de macro-choc.

Le choc granulaire défini par l'équation (4) résume l'effet agrégé des chocs propres à l'entreprise sur un groupe d'entreprises dans l'industrie j. Si les fluctuations agrégées sont uniquement le résultat des chocs agrégés, dans l'ensemble de l'économie ou de l'industrie, les écarts propres à l'entreprise par rapport au taux de croissance moyen de l'industrie $\overline{g}_{j,t}^{M}$ s'annuleraient dans l'agrégat. Comme l'a souligné Gabaix, de tels chocs ne s'annulent pas dans des marchés granulaires, en raison de la présence de grandes entreprises; l'ampleur d'un choc encaissé par une grande entreprise n'est pas contrebalancée par des chocs encaissés par de plus petites entreprises. L'effet de $G_{j,t}$ sur la dynamique de l'industrie dépend donc de la mesure dans laquelle l'activité économique est concentrée à l'intérieur d'un petit nombre de grandes entreprises (c.-à-d., leur part de marché combinée), et de la dispersion des taux de croissance au sein de l'industrie.

Comme mentionné, le secteur de la fabrication est composé de 86 industries classées à l'aide du code à quatre chiffres du SCIAN. L'industrie moyenne comprenait plus de 550 entreprises au cours d'une année donnée et au cours de la période d'échantillonnage. Lors de l'examen d'un plus petit sous-groupe de grandes entreprises, le présent document analyse la contribution des chocs propres à l'entreprise encaissés par les dix plus grandes entreprises de chacune des industries. Cela signifie que l'accent est mis sur un total de 860 entreprises qui représentent moins de 2 % du nombre total d'entreprises de fabrication[9]. Au cours d'une année moyenne, cet ensemble d'entreprises a représenté près des trois quarts des ventes agrégées, plus de 70 % de l'investissement agrégé et près de la moitié de l'emploi agrégé de l'ensemble du secteur de la fabrication.

La taille des dix plus grandes entreprises présente d'importantes variations d'une industrie à l'autre, car leur part de marché combinée varie entre 12,0 % et 99,9 %, pour une moyenne de 64 %. Ainsi, les dix plus grandes entreprises pourraient subir des types de chocs différents de ceux qu'encaissent de plus petites entreprises dans certaines industries, mais pas dans d'autres. Par conséquent, la définition appropriée de $M_{j,t}$ pour construire $\overline{g}_{j,t}^{M}$ peut également varier d'une

9. Puisque la taille d'une entreprise est fondée sur sa part de marché au cours de la période précédente, la composition des 860 entreprises varie d'une année à l'autre. Néanmoins, le roulement annuel est relativement faible et se maintient aux alentours de 4 % par année.

industrie à l'autre. Le départage de ces différences entre les industries ne fait pas partie de la portée du présent document.

Trois vastes approches visant à construire le choc granulaire sont ainsi envisagées, et résumées au tableau 2. Les deux premières mesures, le choc granulaire 1 (CG1) et le choc granulaire 2 (CG2), correspondent en gros aux approches de Gabaix et DLM, respectivement. La troisième méthode est un mélange des deux; elle utilise des renseignements sur toutes les entreprises pour construire le macro-choc $\overline{g}_{j,t}^{M}$ afin de dériver le choc propre à l'entreprise $\varepsilon_{i,t}^{M}$, mais utilise uniquement les dix plus grandes entreprises pour construire le choc granulaire $G_{j,t}$. Cette mesure permet aux chercheurs de suivre l'approche de DLM afin de mesurer le macro-choc, tout en permettant d'étudier les chocs encaissés par les plus grandes entreprises. À priori, il est difficile de déterminer laquelle des trois approches offre la mesure la plus appropriée du choc granulaire, compte tenu de la difficulté inhérente à déterminer le macro-choc parmi plusieurs industries. Par conséquent, les trois méthodes sont utilisées.

Tableau 2
Résumé des mesures de chocs granulaires

Mesure du choc granulaire	$N_{j,t}$	$M_{j,t}$
Choc granulaire 1	Dix plus grandes entreprises	Dix plus grandes entreprises
Choc granulaire 2	Toutes les entreprises	Toutes les entreprises
Choc granulaire 3	Dix plus grandes entreprises	Toutes les entreprises

Note : $M_{j,t}$ est l'ensemble des entreprises utilisées pour calculer le macro-choc. $N_{j,t}$ est l'ensemble des entreprises utilisées pour calculer le choc granulaire.
Source : Statistique Canada.

4 Quantifier la contribution des chocs granulaires aux fluctuations agrégées

Comme mentionné dans l'introduction, de nombreux modèles macroéconomiques sont fondés sur l'hypothèse selon laquelle les chocs encaissés par les entreprises individuelles s'annulent dans l'agrégat. Gabaix a souligné que si cela est le cas, il s'en suit alors qu'une régression de tout agrégat économique sur le choc granulaire devrait donner lieu à une valeur « R » au carré qui s'approchera de zéro[10]. Par ailleurs, si le choc granulaire fournit un certain pouvoir explicatif, la valeur « R » au carré devrait être positive.

Soit $X_{j,t}$ désigne un agrégat d'intérêt au niveau de l'industrie. Les trois variables d'intérêt sont les ventes dans l'industrie (qui suivent de près la production brute), l'investissement et l'emploi. Il est possible de saisir le pouvoir explicatif du choc granulaire sur les ventes et l'emploi dans l'industrie en réalisant la régression à une variable suivante :

$$\ln X_{j,t} - \ln X_{j,t-1} = \beta_0 + \beta_1 G_{j,t} + u_{j,t}. \qquad (5)$$

β_0 et β_1 sont les paramètres à évaluer et $u_{j,t}$ est un terme d'erreurs. La valeur « R » au carré qui résulte de l'équation (5) révèle la variation annuelle de l'agrégat d'industries d'intérêt qui peut

10. La valeur « R » au carré résume la mesure dans laquelle une variable indépendante explique la variation de la variable dépendante.

s'expliquer par les variations du choc granulaire[11]. Différentes régressions par panel sont exécutées pour les ventes et l'emploi à l'aide des trois mesures de choc granulaire précisées au tableau 2. Les régressions sont évaluées à l'aide du code à quatre chiffres du SCIAN pour 86 industries sur une période de 12 ans, fournissant ainsi 1 032 observations. Pour tenir compte de la corrélation parmi les termes d'erreurs d'une industrie au fil du temps, les erreurs types sont agrégées selon le code à quatre chiffres du SCIAN dans toutes les régressions[12].

L'approche utilisée pour analyser les chocs granulaires sur l'investissement est légèrement différente. Deux questions importantes doivent être prises en considération aux fins d'analyse de l'investissement. Premièrement, comme montré au tableau 1, contrairement aux ventes et à l'emploi, c'est la composante de parts proportionnelles qui est la source dominante de la volatilité de l'investissement agrégé. Cela signifie qu'une approche consistant à exécuter des régressions non pondérées au niveau de l'industrie, comme c'est le cas dans l'équation (5), ne sera peut-être pas adéquate pour tenir compte des effets des chocs granulaires sur la volatilité de l'investissement agrégé dans le secteur de la fabrication. Deuxièmement, le fait que l'investissement à l'échelle de l'entreprise soit irrégulier par nature signifie que le choc idiosyncrasique pourrait être particulièrement difficile à mesurer dans le cas de l'investissement. Par exemple, de nombreux chocs idiosyncrasiques seront qualifiés de négatifs en raison du fait que les entreprises auront une croissance nulle de l'investissement d'une année à l'autre, alors que la croissance moyenne est souvent positive. Afin de se pencher sur ces questions, l'analyse de l'investissement intègrera des facteurs de pondération de l'industrie au cadre de régression (où les facteurs de pondération sont les parts de l'industrie dans l'investissement total) et la variable dépendante sera le taux de croissance médian (conformément à Haltiwanger, Jarmin et Miranda, 2013, entre autres), ce qui correspond à la manière de définir la croissance de l'investissement à l'échelle de l'entreprise dans la section précédente. Soit :

$$\frac{2\left(X_{j,t}-X_{j,t-1}\right)}{X_{j,t}+X_{j,t-1}}=\beta_0+\beta_1 G_{j,t}+u_{j,t}. \qquad (6)$$

Puisque les données pour l'investissement sont disponibles uniquement à partir de 2001, il y a 946 observations dans les régressions pour l'investissement.

4.1 Ventes

Le tableau 3 présente les résultats d'estimation concernant la croissance des ventes dans l'industrie comme variable d'intérêt. La mesure du choc granulaire la plus parcimonieuse (en matière de données requises pour mesurer les chocs), CG1, explique 23 % de la variation annuelle de la croissance des ventes dans l'industrie, alors que la mesure la moins parcimonieuse, CG2, en explique 46 %. À première vue, il est difficile de déterminer si le pouvoir explicatif double en raison de l'inclusion de chocs encaissés par les petites entreprises ou en raison de la différence dans l'évaluation des chocs propres à l'entreprise. Les résultats CG3 du tableau 3 démontrent qu'il double principalement en raison de cette dernière. Le fait de retirer de la construction du choc granulaire toutes les entreprises de chacune des industries pour ne garder que les dix plus grandes réduit la valeur « R » au carré de seulement 0,01, pour passer de 0,46 à 0,45. En d'autres mots, les chocs encaissés par les dix plus grandes entreprises dans chacune

11. Il se peut que le choc granulaire soit biaisé par les valeurs aberrantes. La sensibilité des résultats de l'application de la méthode d'estimation de Windsor aux valeurs aberrantes de la croissance à l'échelle de l'entreprise ($g_{i,t}$) à 5 % et à 10 % a donc été examinée. Les résultats n'étaient pas sensiblement différents de ceux qui sont présentés ci-dessous et sont disponibles sur demande auprès des auteurs.
12. Les régressions de base ne comprennent pas les effets fixes de l'industrie et contiennent donc tant la variation transversale que la variation longitudinale. Veuillez-vous reporter à la sous-section 4.4 pour une analyse du départage de ces deux sources de variation.

des industries expliquent 45 % de la variation annuelle de la croissance des ventes dans l'industrie, alors que les chocs encaissés par les 98 % restants expliquent uniquement 1 % de la variation.

Tableau 3
Effet des chocs propres à l'entreprise sur la croissance agrégée des ventes

	Variable dépendante, croissance agrégée des ventes		
	Choc granulaire 1	Choc granulaire 2	Choc granulaire 3
Choc granulaire			
Coefficient	0,686 **	0,685 **	0,683 **
Erreur-type	0,091	0,074	0,076
Constante			
Coefficient	0,010 *	0,039 **	0,033 **
Erreur-type	0,005	0,006	0,006
Nombre d'observations	1 032	1 032	1 032
Valeur « R » au carré	0,23	0,46	0,45

*valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$).

**valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$).

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs fondés sur les données de PALE-T2, de 2000 à 2012.

Ces résultats laissent supposer que les chocs encaissés par la grande majorité des entreprises s'annulent, conformément à l'hypothèse de la majorité des macro-modèles. Cependant, les chocs encaissés par un nombre (relativement) faible de grandes entreprises ne s'annulent pas, et c'est cet ensemble de chocs qui influence en partie la variation annuelle des variables macroéconomiques.

L'équation d'estimation (5) à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) permettra d'obtenir une estimation du coefficient pour β_1 qui décrit l'influence du choc granulaire sur la fluctuation de l'industrie moyenne. Comme montré dans le tableau 1, même si la composante de parts égales représente la plus grande partie de la variation globale des ventes, la composante de parts proportionnelles joue tout de même un rôle. Par conséquent, il se pourrait que ces estimations sous-évaluent la contribution des chocs granulaires aux fluctuations agrégées dans le secteur de la fabrication, puisque les grandes entreprises sont généralement concentrées dans les grandes industries (en fait, la corrélation entre la part de la production manufacturière totale d'une industrie et l'indice Herfindahl normalisé est positive). Pour aborder cette question, des régressions pondérées sont exécutées (à l'aide des pondérations au niveau de l'industrie). On a découvert que le pouvoir explicatif des résidus granulaires change très peu et, par conséquent, seuls les résultats non pondérés sont signalés.

4.2 Investissement

Le tableau 4 présente les résultats d'estimation concernant la croissance de l'investissement dans l'industrie (équation 6). La structure et la présentation de ce tableau sont identiques à celles du tableau 3. Comme c'était le cas avec les ventes, les chocs propres à l'entreprise sont effectivement une source importante des fluctuations annuelles de l'investissement dans l'industrie. Les chocs granulaires peuvent expliquer entre 13 % et 37 % de la variation annuelle au niveau de l'industrie, selon la méthodologie utilisée pour construire le choc granulaire. Comme c'était aussi le cas avec les ventes, même si le pouvoir explicatif du CG2 dépasse celui du CG1 en ce qui concerne l'investissement, la majeure partie du pouvoir explicatif du premier est attribuable aux dix plus grandes entreprises dans chacune des industries. Comme l'indiquent les résultats du CG3, le fait d'utiliser uniquement les dix plus grandes entreprises pour construire le

choc granulaire réduit la valeur R au carré de seulement un point de pourcentage (de 0,37 à 0,36).

Tableau 4
Effet des chocs propres à l'entreprise sur la croissance agrégée de l'investissement

	Variable dépendante, croissance agrégée de l'investissement		
	Choc granulaire 1	**Choc granulaire 2**	**Choc granulaire 3**
Choc granulaire			
Coefficient	0,570 *	0,768 **	0,764 **
Erreur-type	0,216	0,149	0,149
Constante			
Coefficient	-0,035 *	-0,086 **	-0,078 **
Erreur-type	0,014	0,012	0,011
Nombre d'observations	946	946	946
Valeur « R » au carré	0,13	0,37	0,36

*valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$).
**valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$).
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs fondés sur les données de PALE-T2, de 2001 à 2012.

4.3 Emploi

Le tableau 5 présente les résultats d'estimation concernant la croissance de l'emploi dans l'industrie. Le contraste avec l'effet sur les ventes et le taux de croissance de l'industrie est frappant; en effet, les chocs granulaires représentent une faible partie de la variation annuelle de l'emploi dans l'industrie. La valeur « R » au carré pour les trois particularités varie de 0,00 à 0,02 et les estimations des coefficients du choc granulaire ne sont pas statistiquement significatives[13].

À première vue, ce résultat pourrait sembler surprenant. Toutefois, il correspond à une masse considérable de documents de référence, qui indiquent que les taux de gains et de pertes d'emploi au niveau de l'entreprise dépassent largement ce qui est observé dans l'agrégat. Cela signifie qu'une grande proportion des chocs sur le plan de l'emploi s'annulent dans l'agrégat[14].

Le faible pouvoir explicatif du choc granulaire peut également être attribuable à la plus grande difficulté inhérente à déterminer les chocs propres à l'entreprise sur le plan de l'emploi, comparativement aux ventes et à l'investissement. La majorité des entreprises sont susceptibles de réagir aux macro-chocs positifs (ou négatifs) en augmentant (ou en diminuant) les ventes et l'investissement. Ce n'est pas nécessairement le cas pour l'emploi, alors que les entreprises de différentes tailles réagissent différemment aux macro-chocs (voir Moscarini et Postel-Vinay,

13. En ce qui concerne les ventes, les régressions pondérées ont été exécutées et le pouvoir explicatif des résidus granulaires change très peu. Ces résultats ne sont donc pas signalés.
14. Voir Baldwin, 1995 et Rollin, 2012 pour prendre connaissance des analyses menées au Canada et Haltiwanger, Jarmin et Miranda, 2013 pour les analyses menées aux États-Unis.

2012; Criscuolo, Gal et Menon, 2014)[15]. Cela pourrait biaiser le taux de croissance moyen $\overline{g}_{j,t}^{M}$, donnant ainsi lieu à une mauvaise estimation du choc propre à l'entreprise $\varepsilon_{i,t}^{M}$.

Tableau 5
Effet des chocs propres à l'entreprise sur la croissance agrégée de l'emploi

	Variable dépendante, croissance agrégée de l'emploi		
	Choc granulaire 1	Choc granulaire 2	Choc granulaire 3
Choc granulaire			
Coefficient	0,107	0,029	0,098
Erreur-type	0,071	0,043	0,071
Constante			
Coefficient	-0,026 **	-0,027 **	-0,026 **
Erreur-type	0,004	0,004	0,004
Nombre d'observations	1 032	1 032	1 032
Valeur « R » au carré	0,02	0,00	0,02

**valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$).
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs fondés sur les données de PALE-T2, de 2000 à 2012.

Une troisième raison qui pourrait expliquer le faible pouvoir explicatif est que l'emploi n'est pas concentré parmi les grandes entreprises dans les mêmes proportions que pour ce qui est des ventes et de l'investissement. Comme mentionné à la section 3, les dix plus grandes entreprises dans chacune des industries représentent plus de 70 % des ventes et de l'investissement agrégés au cours d'une année donnée, mais représentent seulement la moitié de l'emploi agrégé. Par conséquent, les chocs qui influencent les décisions des grandes entreprises en matière de ventes et d'investissement sont beaucoup plus importants que ceux qui influencent les décisions des autres entreprises à ces mêmes égards et ils ne s'annulent pas dans l'agrégat. Cependant, ce n'est peut-être pas le cas pour l'emploi. Au contraire, tout porte à croire qu'une grande part des gains et des pertes d'emploi résulte de l'arrivée de nouvelles entreprises et de la fermeture d'entreprises existantes (voir Haltiwanger, Jarmin et Miranda, 2013 et Rollin, 2012)[16]. Leur omission constitue une autre source d'erreur de mesure potentielle.

4.4 Pouvoir explicatif temporel comparativement à transversal

Les résultats des sous-sections 4.1 et 4.2 révèlent que les chocs granulaires expliquent une portion considérable de la variation annuelle des ventes et de l'investissement dans l'industrie.

15. Moscarini et Postel-Vinay (2012) ont découvert que la croissance de l'emploi dans les grandes entreprises réagit davantage aux macro-chocs que la croissance de l'emploi dans les petites entreprises. Ils ont attribué cette dynamique à la capacité accrue des grandes entreprises à recruter des travailleurs compétents tout au long du cycle économique. Il est en revanche plus difficile pour les petites entreprises de recruter lors d'un boom économique, alors que les travailleurs ont plus de possibilités; elles hésitent donc plus à licencier les travailleurs lors de ralentissements économiques. Alors que l'essentiel des documents rédigés par Moscarini et Postel-Vinay traitent des entreprises aux États-Unis, ils indiquent que leurs résultats correspondent également aux décisions en matière d'emploi qui sont prises par les grandes et petites entreprises au Canada. De même, Criscuolo, Gal et Menon (2014) notent que les nouvelles entreprises, qui sont généralement petites, ont tendance à créer des emplois (à condition de demeurer en affaires), même en périodes de récession. La croissance positive de l'emploi des jeunes entreprises, la croissance négative de l'emploi des grandes entreprises établies et la croissance stagnante des plus petites entreprises établies pourraient entraîner de graves erreurs de mesure du macro-choc $\overline{g}_{j,t}^{M}$ en ce qui a trait à l'emploi.

16. Rollin (2012) a découvert que les nouvelles entreprises étaient à l'origine de 16 % de la création d'emploi brute, tandis que les entreprises existantes étaient à l'origine de 17 % des pertes d'emploi brutes au Canada de 2001 à 2009. Ces chiffres dépassent de loin la part de marché des nouvelles entreprises. Par conséquent, bien que le secteur de la fabrication au Canada soit granulaire en ce qui a trait aux ventes et à l'investissement, il ne l'est pas en ce qui concerne l'emploi.

Ce pouvoir explicatif peut découler de la variation transversale, de la variation temporelle, ou des deux. Puisque l'ensemble de données est constitué d'observations s'étalant sur seulement 12 ans, mais sur 86 industries, il est probable que la plus grande partie de la variation provient de la composante transversale des données. Pour départager les deux effets, les équations suivantes sont estimées pour les ventes :

$$\ln X_{j,t} - \ln X_{j,t-1} = \alpha + \gamma_j + \epsilon_{j,t}, \tag{7}$$

$$\ln X_{j,t} - \ln X_{j,t-1} = \alpha + \gamma_j + \delta G_{j,t} + e_{j,t}. \tag{8}$$

γ_j indique un effet fixe sur l'industrie constant dans le temps. La valeur « R » au carré découlant de la régression (7) indique la mesure dans laquelle la variation du taux de croissance de la variable d'intérêt est constante dans le temps. Alors que ce canal est fermé, l'augmentation de la valeur « R » au carré qui découle de l'inclusion du choc granulaire à la régression (8) est attribuable à la variation temporelle du choc granulaire. Un ensemble comparable de régressions par la méthode des moindres carrés pondérés est estimé pour l'investissement, à l'aide du taux de croissance médian comme c'est le cas pour l'équation (6).

Cet ensemble de régressions est estimé tant pour les ventes que pour l'investissement à l'aide des trois mesures du choc granulaire. Le pouvoir explicatif accru découlant de l'inclusion du choc granulaire est essentiellement équivalent aux valeurs « R » au carré présentées dans les tableaux 3 et 4. Par exemple, les effets fixes sur l'industrie expliquent 12 % de la variation annuelle de la croissance des ventes dans l'industrie. L'inclusion des trois mesures du choc granulaire fait augmenter le pouvoir explicatif à 0,33, 0,58 et 0,57 respectivement. Par conséquent, le pouvoir explicatif accru des trois chocs granulaires est de 0,21, 0,46 et 0,45 respectivement, ce qui correspond aux résultats présentés dans le tableau 3. On observe des résultats similaires pour l'investissement. Par conséquent, la majeure partie du pouvoir explicatif déterminé dans les tableaux 3 et 4 provient de la composante temporelle des données. Cela donne à penser que l'examen des chocs encaissés par les grandes entreprises peut faire la lumière sur l'évolution des variables macroéconomiques au fil du temps et contribuer à prévoir la croissance future.

5 Analyse

Les résultats empiriques du présent document prouvent clairement que les chocs encaissés par un nombre relativement restreint de grandes entreprises peuvent être à l'origine d'une grande partie de la variation annuelle de certaines variables macroéconomiques importantes. Ces résultats constituent un progrès important quant à notre compréhension de l'origine des fluctuations agrégées au Canada.

Bien que le présent document réponde aux questions exposées dans l'introduction, il en soulève également de nouvelles. La stratégie empirique est fondée sur une gamme d'estimations possibles du choc granulaire. Pour obtenir des estimations plus précises, il faudrait procéder à une analyse industrie par industrie afin de déterminer la répartition des effets des chocs macroéconomiques parmi les entreprises de différentes catégories de taille au sein d'une industrie donnée. Cela ne fait pas partie de l'étendue du présent document, mais mériterait d'être exploré plus avant.

En outre, les estimations du pouvoir explicatif des chocs granulaires pourraient être évaluées à la baisse, en raison d'une source supplémentaire de biais dans la mesure des chocs propres à l'entreprise. Il est bien connu que les industries sont intimement liées entre elles par liens d'intrants-extrants (voir Acemoglu et coll. 2012; Carvalho, 2014 et Foerster, Sarte et Watson, 2011). Par conséquent, les chocs propres à l'entreprise encaissés dans une industrie donnée pourraient déteindre sur d'autres industries, entraînant ainsi de plus amples fluctuations. En raison de tels débordements, un choc granulaire dans une industrie donnée pourrait être perçu comme un macro-choc dans une autre industrie. Si tel est le cas, la variation propre à l'industrie qui résulte de ce débordement devrait être caractérisée comme provenant des chocs propres à l'entreprise et non des macro-chocs. Le fait de tenir compte de ce mécanisme de propagation pourrait améliorer la fiabilité des estimations. Dans des résultats non publiés, les auteurs du présent document ont découvert des liens significatifs dans la dynamique de ventes et d'emploi des industries qui forment le secteur de la fabrication. L'examen de la mesure dans laquelle les liens intrants-extrants poussent les chocs granulaires à déborder d'une industrie à l'autre constituerait ainsi une avenue de recherche prometteuse, qui pourrait contribuer à résoudre les problèmes de mesure soulevés dans le présent document.

Enfin, il importe de faire la différence entre l'objet du présent document, c'est-à-dire la détermination des variations annuelles des résultats de l'industrie, et la croissance à long terme ou tendancielle. Malgré la dominance des grandes entreprises à générer les variations d'une année à l'autre, une part importante de la croissance à long terme est attribuable à la venue de nouvelles entreprises et à l'expansion des petites et jeunes entreprises. Par conséquent, il importe de poursuivre l'étude de l'entrée et de la croissance des nouvelles entreprises afin de mieux comprendre les fluctuations agrégées à longue échéance.

Bibliographie

Acemoglu, D., V. Carvalho, A. Ozgaldar et A. Tahbaz-Salehi. 2012. « The network origins of aggregate fluctuations. » *Econometrica* 80 (5) : 1977 à 2016.

Baldwin, J.R. 1995. *The Dynamics of Industrial Competition: A North American Perspective*. Cambridge: Cambridge University Press.

Blum, B.S., S. Claro et I.J. Horstmann. 2013. « Occasional and perennial exporters. » *Journal of International Economics* 90 (1) : 65 à 74.

Carvalho, V. 2014. « From micro to macro via production networks. » *Journal of Economic Perspectives* 28 (4) : 23 à 47.

Conley, T.G. et B. Dupor. 2003. « A spatial analysis of sectoral complementarity. » *Journal of Political Economy* 111 (2) : 311 à 352.

Criscuolo, C., P.N. Gal et C. Menon. 2014. *The Dynamics of Employment Growth: New Evidence from 18 Countries*. OECD Science, Technology and Industry Policy Papers, nº 14. Paris : Publication de l'OCDE.

di Giovanni, J., A. Levchenko et I. Mejean. 2014. « Firms, destinations, and aggregate fluctuations. » *Econometrica* 82 (4) : 1303 à 1340.

Foerster, A., P.G. Sarte et M.W. Watson. 2011. « Sectoral versus aggregate shocks: A structural factor analysis of industrial production. » *Journal of Political Economy* 119 (1) : 1 à 38.

Gabaix, X. 2011. « The granular origins of aggregate fluctuations. » *Econometrica* 79 (3) : 733 à 772.

Haltiwanger, J., R. Jarmin et J. Miranda. 2013. « Who creates jobs? Small versus large versus young. » *Review of Economics and Statistics* 95 (2) : 347 à 361.

Holmes, T. et J. Stevens. 2014. « An alternative theory of the plant size distribution, with geography and intra- and international trade. » *Journal of Political Economy* 122 (2) : 369 à 421.

Horvath, M. 1998. « Cyclicality and sectoral linkages: Aggregate fluctuations from independent sectoral shocks. » *Review of Economic Dynamics* 1 (4) : 781 à 808.

Lafrance, A. 2013. *La taille des entreprises et le compromis entre le risque et le rendement*. Série de documents de recherche sur l'analyse économique, nº 87. Produit nº 11F0027M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Lafrance, A. et W. Gu. 2014. *Croissance de la productivité dans le secteur de la radiotélévision et des télécommunications : analyse fondée sur les microdonnées*. Série de documents de recherche sur l'analyse économique, nº 89. Produit nº 11F0027M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Leung, D., L. Rispoli et R. Chan. 2012. *Les petites, moyennes et grandes entreprises dans l'économie canadienne : mesure de leur contribution au produit intérieur brut de 2001 à 2008*. Série de documents de recherche sur l'analyse économique, nº 82. Produit nº 11F0027M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Lucas, R.E. 1977. « Understanding business cycles. » *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 5 (1) : 7 à 29.

Moscarini, G. et F. Postel-Vinay. 2012. « The contribution of large and small employers to job creation in times of high and low unemployment. » *American Economic Review* 102 (6) : 2509 à 2539.

Rollin, A.-M. 2012. *Dynamique des entreprises : dynamique de l'emploi résultant de la croissance et de la décroissance des entreprises au Canada, 2001 à 2009*. L'économie canadienne en transition, nº 24. Produit nº 11-622-M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Soderbery, A. 2014. « Market size, structure, and access: Trade with capacity constraints. » *European Economic Review* 70 : 276 à 298.

Tornqvist, L., P. Vartia et Y.O. Vartia. 1985. « How should relative changes be measured? » *The American Statistician* 39 (1) : 43 à 46.